

超额盈利能力还是合并价差？

——并购商誉对公司绩效的作用研究

孙河涛¹

(山东大学管理学院 会计专业, 山东 济南, 250100)

摘要: 在处于转型的中国经济中, 会计商誉的确认、计量及经济后果受到了理论界与实务界的广泛关注。本文以中国 A 股 799 家上市公司 2011 年至 2014 年的面板数据为样本, 研究并购商誉与公司绩效之间的关系。实证结果表明, 上市公司确认并购商誉, 与公司当期的经营绩效具有正向的相关关系, 这一正向关系在次年更加明显。进一步研究表明, 随着高管薪酬的增加, 并购商誉对公司绩效的正向影响随之减弱。本文的研究结论完善了现有关于并购商誉经济后果的研究, 旨在对相关部门制定会计准则、上市公司进行并购活动提供一定借鉴。

关键词: 并购商誉; 公司绩效; 高管薪酬; 面板数据

一、引言

近年来, 随着市场经济体制的逐步完善, 我国现代企业并购活动方兴未艾。在此背景下, 公司并购活动中商誉的确认与计量成为并购交易的核心问题。根据我国 A 股上市公司财务报告, 2008 年到 2012 年我国确认并购商誉的上市公司数量由 503 家上升至 1250 家, 商誉账面金额由 689.55 亿增加至 3307.28 亿, 数量、金额均呈大幅增长态势。2008 年 5 月, 招商银行宣布以 193 亿港元现金作价收购香港永隆银行 53.12% 的股份, 溢价 102 亿并确认为商誉。次年, 招商银行发布公告称已完成对永隆银行的全资收购, 总收购额达到 367 亿港元, 总溢价高达 2.91 倍, 巨额溢价的确认及后果引发资本市场众说纷纭。在并购交易数量、金额大幅增长的背景下, 商誉的确认、计量, 以及确认并购商誉所带来的经济后果成为学术理论界的研究重点, 也受到资本市场实务领域的热烈关注。

并购商誉的经济性质应被界定为“超额盈利能力”, 抑或只是一个“合并价差”(杜兴强, 2006) 从经济后果的角度来讲, 学术界倾向于认可商誉的积极作用。我国著名学者葛家澍 (1996) 提出超额收益观, 认为商誉是企业能够获得超额盈利的能力, 反映了企业自身具备的获取超额利润的竞争优势。支持这一观点的学者还有 Henning 等 (2000)、葛家澍和杜兴强

(2007) 等; 信号理论认为, 因兼并收购行为产生的信息将推动资本市场对公司的市场价值重新作出评估。并购商誉的确认会直接影响外部投资者对公司的评价和预期, 直观反映在公司绩效上。Chauvin 和 Hirschey (1994) 通过对非制造企业商誉的研究, 发现其对公司盈利能力与市场价值有积极作用。Jennings (1996) 对 1982-1988 年进行商誉确认的企业的股价变动进行研究, 指出商誉对股价具有显著的正向影响。Godfrey 和 Koh 以澳大利亚上市公司为样本, 得出商誉对上市公司价值影响较大的结论。杜兴强 (2010) 以《企业会计准则 (2006) 》实施后的 A 股上市公司研究对象, 研究发现上市公司的权益价值与商誉的账面价值正相关。郑海英等 (2014) 基于我国 A 股非金融类上市公司 2007-2012 年并购活动的数据, 发现上市公司并购商誉成本提升了当前业绩, 但降低了公司未来期间的业绩。邢立全和王韦程 (2015) 以 2008-2014 年 1900 个上市公司年观测为样本, 研究发现并购商誉对上市公司业绩具有显著的正向影响, 这种正向影响在并购交易发生后第 2-3 年达到最强, 随即减弱并最终消失; 协同效应观认为并购后竞争力增强, 导致合并后公司业绩比两个公司独立存在时的预期业绩高。如 Henning (2000) 将商誉分为持续经营商誉和协同商誉, 发现投资者对上市公司两种商誉的不同组成比例会产生不同反应, 投资者更关注协同商誉, 邓小洋

¹ 作者简介: 孙河涛 (1995-), 男, 山东青岛人。山东大学管理学院 2013 级会计专业本科生, 研究方向为企业并购。Email: sunhetao_sdu@163.com

(2000)提出兼并的最原始动机在于增加企业价值,企业在并购之前要考虑财务协同效应等。

由此可见,与国外相比,国内关于商誉经济后果的实证研究相对较少且并没有得出一致的意见。此外,现有研究大多以市场环境的视角研究并购商誉的经济后果,较少关注并购行为的内在驱动因素。高层管理者作为上市公司进行并购活动的主要决策者,其薪酬动机可能会对并购活动的开展产生重要影响。目前尚未有研究考察高管薪酬水平作为公司并购行为的内在驱动因素,在并购商誉与公司绩效的关系中如何发挥作用。并购商誉是否会给公司绩效带来积极效应,以及高管薪酬在这一效应中发挥何种作用受到理论界和资本市场的广泛关注,也是本文的研究重点。

有鉴于此,本文从公司治理视角切入,基于资源基础、心理契约、过度自信等理论,以中国A股上市公司财务数据为样本,通过对面板数据的实证分析,研究并购商誉对公司绩效的作用,以及高管薪酬在这一作用中发挥何种作用,尝试对上述问题进行解答。本文的主要贡献及创新之处在于:第一,丰富了并购商誉的研究领域。国内现有关于并购商誉的研究大多为规范研究,实证研究相对较少。本文对并购商誉与公司绩效进行实证研究,补充了现有关于商誉经济后果的研究;第二,揭示了并购商誉经济后果的传导机理。现有研究强调市场集中度、产品竞争地位等环境变量在并购商誉与公司绩效的关系中所发挥中的作用,本文从公司治理的视角并购商誉的作用机理进行了阐述;第三,发现了并购商誉的滞后效应。本文将并购商誉对当期与下一年度的公司绩效的影响进行比较,发现并购商誉对下一年度的影响更加显著,从而揭示了商誉经济后果传递的时间延后效应。

二、理论分析与研究假设

(一) 并购商誉与公司绩效

关于商誉的本质,会计理论界从构成要素的不同研究视角出发,形成了多种不同的观点。著名的商誉本质观点包括好感价值观(杨汝梅,1993)、人力资本观(于越冬,2010)、协同效应观(Miller,1973;邓小洋,2000)、核心能力观(董必荣,2003)等。不同商誉本质观分别强调了某一特定类别的无形资源的关键作用,只是从内在构成要素的角度来界定商誉。从计量模式出发,国内理论与实务界形成了较为统一的观点,即商誉是可以为企业带来超额盈利的一切有利的要素和情形。综合现有研究,商誉作为一种经济

资源具备一定的经济价值,得到了学界的共识。

资源基础论(Wernerfelt,1984)假设,企业具有不同的有形和无形的资源,这些资源可转变成独特的能力,这些独特的资源与能力是企业持久竞争优势的源泉。Barney(1991)进一步指出,企业的资源不仅包括有形资产、无形资产,还包括企业的信息知识、组织框架以及各项能力等,并且只有那些异质性的资源才能打造企业的竞争优势。商誉追其溯源,形成于公司所拥有的资源。公司的自创商誉往往形成于企业在生产经营过程中所形成的地理位置、管理队伍、社会声誉等无形资产,这种资源具有独特性、价值型等属性,在企业经营过程中发挥着重要作用。其价值能够得到外界认可,使得实施合并的企业愿意付出额外的并购成本对被并购企业实施并购行动,从而形成合并价差,并确认为并购商誉,此为商誉形成根源之所在。

资源基础理论与协同效应观、超额盈利观等商誉本质理论融合,全面地揭示了并购商誉所带来的经济后果。实施并购活动的企业以超过被合并企业净资产账面价值的实际成本收购被合并企业后,获取了被并购企业的地理位置、人力资本、品牌声望、客户忠诚等独特价值资源,并在公司未来的交易中运用这些资源(Henning,2000),获取由其所创造的超额价值,从而形成获取超额盈利能力的协同效应,促进公司财务业绩的提升。高质量的并购活动往往具有明确的实施动机,实施并购的企业希望获取被合并企业的某一特定资源,从而愿意接受以额外成本完成并购活动,并确认并购商誉。此类商誉能够给公司绩效和价值带来正向作用。

Shahwan(2004)发现,商誉及可辨认无形资产与企业市场价值之间均存在显著的正相关关系。郭雪萌和余瑞娟(2016)以我国上市公司2008到2012年A股上市公司为样本,研究发现上市公司并购中产生的商誉与股票收益绩效、财务市场绩效均存在显著的正相关关系。综上,本文提出以下假设:

H1: 并购商誉能够提升公司的经营绩效。

(二) 并购商誉、高管薪酬与公司绩效

心理契约理论(Schein,1992)认为,心理契约是“个人将有所奉献与组织欲望有所获取之间,以及组织将针对个人期望收获而有所提供的一种配合”。报酬是心理契约七个方面之一,往往会影响到员工对于工作的投入。员工为实现契约,会采取相应的利于完成目标的措施。那么,设立较高的高管薪酬水平提高能带

来公司绩效的提升吗？这是一个被广泛研究的课题，但国内外学者未能得出一致的结论。Mehran（1995）等人发现，高管报酬能给公司绩效带来显著的提升作用，国内学者杜兴强和王丽华（2007）等人也认为高管薪酬与公司绩效之间存在着显著的正相关关系。然而，Jensen 和 Murphy（1990）、Aggarwal（1999）等认为高管薪酬与公司绩效之间不存在显著相关关系，李增泉（2000）、魏刚（2000）、王北星（2007）、葛玉辉和刘哲（2011）的研究结果也表明高管薪酬水平的提高无益于公司业绩提升。

一个不能忽视的事实是，并不是所有的并购商誉都能带来超额盈利能力。如果并购商誉无法带来应有的协同效应，则确定并购商誉可能无益于公司业绩的提升。既然高管激励水平可能是驱动管理者行为的重要因素，那么，高层管理者为追求薪酬契约，可能会采取可能会采取比较激进的策略，为实现短期的业绩目标热衷于过度投资，导致不合理商誉的确认。薪酬契约的存在给并购商誉的质量带来了隐患，也对公司绩效蒙上了阴影。

Griffin 和 Tversky（1992）创立过度自信理论，指出人是过度自信的，尤其对其自身知识的准确性过度自信。一个常见的现象是，并购方管理者在估价被购买企业的过程中往往出现过度自负的倾向，从而导致并购价格非理性的攀升。这种过度自信的并购行为导致并购过程确认了过高的商誉，而巨额商誉中相当一部分根本就不是商誉，无法给企业带来持续、超额的盈利，甚至导致企业在并购后相当长的时期内为此“买单”（杜兴强，2006）。学术界已有共识，高管薪酬是过度自信的衡量指标之一。由此看来，由薪酬因素带来的过度自信倾向可能致使高层管理者做出非理性的并购行为与商誉确认决策，进而对上市公司财务绩效产生负面影响。

基于以上分析，在连年攀升的巨额商誉中存在着大量被高估的、无法给企业带来协同效应和超额盈利能力的商誉，这些被高估的商誉很可能发端于高管薪酬驱动下的过度自信倾向，并对公司业绩带来潜在的不利影响。据此，提出以下假设：

H2：高管薪酬在并购商誉与公司绩效的关系中发挥负向的调节作用。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文选取了中国A股市场2011至2013年的上市公

司样本，采用实证分析的方法研究并购商誉与公司绩效之间的关系。本文选取了相关上市公司2011-2013年、2012-2014年两段区间内的总资产报酬率作为被解释变量，其余变量为2011-2013年的数据样本，分别研究并购商誉对于当期和下一年度公司绩效的作用。为减少干扰因素的影响，本文对原始数据进行了如下筛选：

（1）剔除了金融、保险类公司；

（2）剔除了在样本年度期间内被ST、*ST特殊处理的公司；

（3）剔除了相关财务数据缺失的上市公司。

经过以上筛选，最终得到3196个观测值，其实际控制人性质的分布如下：

表1 样本性质分布

性质		数量	比例
国有控股企业	国有企业	59	7.38%
	集体所有制企业	5	0.63%
	行政机关、事业单位	6	1.75%
	中央机构	76	9.51%
	地方机构	172	21.53%
	合计	326	40.80%
非国有控股企业	民营企业	6	0.75%
	外国企业	1	0.13%
	社会团体	3	0.38%
	自然人	4	0.50%
	国内自然人	422	52.82%
	港澳台自然人	13	1.63%
	国外自然人	5	0.63%
	其他	19	2.38%
	合计	473	59.20%
总计		799	100%

本文所使用的样本数据来源于国泰安（CSMAR）金融数据库，实证分析使用的软件为Eviews7.2。

（二）变量定义

1. 被解释变量

前人的研究表明，总资产收益率（ROA）对于公司绩效具有较好的衡量效果。因此，本文选取总资产收益率指标（ROA）来衡量公司经营的财务绩效，作为研究模型的被解释变量。由于并购商誉所带来的超额盈利能力存在不确定性，其对公司绩效的影响可能存在一定的滞后性，借鉴郑海英等（2014）的研究，本文选取当期总资产收益率（ ROA_t ）和下一年度总资产

产收益率 (ROA_{t+1})，分别研究并购商誉对当期和下一年度公司绩效的作用。

2. 解释变量

在解释变量上，借鉴已有研究，计算商誉时对其进行了标准化处理，用当年商誉净额除以总资产，从

而使得被解释变量与解释变量的口径一致。此外，选取上市公司高管前三名薪酬总额平均数的自然对数衡量高管薪酬激励水平。该指标数额越大，代表上市公司高管薪酬激励水平越高。

表2 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	当期总资产报酬率 (ROA_t)	当年实现净利润/平均资产总额
	下一年度总资产报酬率 (ROA_{t+1})	下一年度净利润/平均资产总额
解释变量	并购商誉 (GW)	当年并购商誉净额/总资产
	高管薪酬 (PAY)	公司高管前三名薪酬总额的平均数取对数
控制变量	公司规模 (SIZE)	公司期末资产总额的自然对数
	资产负债率 (LEV)	公司期末负债总额/期末资产总额
	国有股持股比例 (PSS)	国有股股数/总股数
	董事长和总经理是否两职合一 (PLN)	董事长和总经理两职合一取 1，否则取 0
	独立董事比例 (INDR)	独立董事人数/董事会人数
	上市年数 (AGE)	公司上市年度至研究年度的年数自然对数
	年度 (YEAR)	年度虚拟变量
	行业 (IND)	行业虚拟变量，参照中国证监会 2001 年行业分类标准 (剔除金融、保险行业)

3. 控制变量

本文参考郑海英等 (2014)，邢立全和王韦程 (2015) 的研究，选取了公司规模、资产负债率、国有股持股比例、董事长和总经理是否双职合一、独立董事比例、上市年数等控制变量。具体的变量定义见表2。

(三) 模型选择

本文模型设计如下，首先只对被解释变量与控制变量建立模型，模型如下：

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 * SIZE + \beta_2 * LEV + \beta_3 * PSS + \beta_4 * PLN + \beta_5 * INDR + \beta_6 * AGE + YEAR + IND + \varepsilon \quad (M0)$$

为了研究并购商誉与公司绩效的关系，本文分别研究确认并购商誉对当期绩效和下一年度绩效的影响，建立模型M1、M2：

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 * GW + \beta_2 * SIZE + \beta_3 * LEV + \beta_4 * PSS + \beta_5 * PLN + \beta_6 * INDR + \beta_7 * AGE + YEAR + IND + \varepsilon$$

(M1)

$$ROA_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 * GW + \beta_2 * SIZE + \beta_3 * LEV + \beta_4 * PSS + \beta_5 * PLN + \beta_6 * INDR + \beta_7 * AGE + YEAR + IND + \varepsilon$$

(M2)

为了研究高管薪酬激励水平是否削弱了并购绩效对公司绩效的影响，本文引入了调节变量高管薪酬 (PAY)，同时引入并购商誉与高管薪酬的交互项GW*PAY，建立了回归模型M3、模型M4：

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 * GW + \beta_2 * PAY + \beta_3 * GW * PAY + \beta_4 * SIZE + \beta_5 * LEV + \beta_6 * PSS + \beta_7 * PLN + \beta_8 * INDR + \beta_9 * AGE + YEAR + IND + \varepsilon \quad (M3)$$

$$ROA_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 * GW + \beta_2 * PAY + \beta_3 * GW * PAY + \beta_4 * SIZE + \beta_5 * LEV + \beta_6 * PSS + \beta_7 * PLN + \beta_8 * INDR + \beta_9 * AGE + YEAR + IND + \varepsilon$$

(M4)

三、实证结果

(一) 描述性统计

实证分析的描述性统计结果如表3所示。从描述性统计表中可以看出，被解释变量总资产收益率

(ROA) 的标准差为 0.0584, 表明观测样本的总资产收益率之间不存在较大差异。解释变量并购商誉(GW) 平均值为 0.0169, 最大值为 0.4994, 最小值为 0, 表明上市公司确认并购商誉的高低存在着较大的差异。调节变量高管薪酬(PAY) 最大值为 16.0682, 最小值为 10.1132, 标准差为 0.6754, 表明在不同的上市公司样本中高管薪酬激励水平存在较为显著的差异。在控制变量的指标中, 资产负债率(LEV) 的观测平均值约为 0.45, 表明上市公司样本存在较为适中的资产负债水平。国有股持股比例(PPS) 平均值约为 0.05, 观测样本国有持股水平不高。董事长和总经理两职合一(PLN) 平均值为 0.2401, 表明大部分样本不存在两职合一现象。独立董事比例(INDR) 平均值为 0.3702, 表明样本公司独立董事比例符合现状。

表3 变量描述性统计

变量平均值	最大值	最小值	中位数	标准差
ROA	0.05	0.28 ^{-1.50}	0.04	0.06
GW	0.02	0.50 ^{-0.00}	0.00	0.04
PAY	3.13	16.07 ^{-10.11}	13.12	0.68
SIZE	22.2	28.48 ^{-16.52}	21.97	1.41
LEV	0.45	6.28 ^{-0.01}	0.46	0.26
PPS	0.05	0.84 ^{-0.00}	0.00	0.15
PLN	0.24	1.00 ^{-0.00}	0.00	0.43
INDR	0.37	0.71 ^{-0.18}	0.33	0.06
AGE	2.57	3.37 ^{-1.10}	2.64	0.45

(二) 相关分析

在进行回归分析之前, 本文对模型中的相关变量进行回归分析, 得到 Pearson 相关系数矩阵, 如表 4。由相关分析结果可以看出, ROA_t 与 ROA_{t+1} 具有很强的相关性。并购商誉(GW) 与 ROA_t 和 ROA_{t+1} 正相关, 支持前文提出的假设一, 即并购商誉对公司绩效具有正向影响。高管薪酬(PAY) 与 ROA_t 和 ROA_{t+1} 亦具有显著关系。其余控制变量不一一赘述。

(三) 回归分析

本文在所有回归分析之前, 均采用 Hausman 检验以确定回归方式。经 Hausman 检验后, 采取固定效应进行回归分析。

1. 并购商誉与公司绩效的回归分析

为验证并购商誉对公司当期和下一年度绩效的影响, 本文进行三次回归分析。第一次只研究当期总资产报酬率(ROA_t) 与控制变量的关系; 第二次以总资

产报酬率(ROA_t) 为被解释变量, 以并购商誉(GW) 作为解释变量, 即研究模型一的回归结果; 第二次将被解释变量当期的总资产报酬率(ROA_t) 替换为下一年度总资产报酬率(ROA_{t+1}), 研究模型二的回归结果。三次回归分析的结果如表5。

表 4 Pearson 相关性矩阵

	ROA _t	ROA _{t+1}	GW	PAY	SIZE
ROA _t	1.00				
ROA _{t+1}	0.55 ^{***}	1.00			
GW	0.12 ^{***}	0.12 ^{***}	1.00		
PAY	0.19 ^{***}	0.17 ^{***}	0.01 [*]	1.00	
SIZE	0.00 [*]	-0.09 ^{***}	-0.15 ^{***}	0.47 ^{***}	1.00
LEV	-0.58 ^{***}	-0.30 ^{***}	-0.19 ^{***}	0.14 ^{***}	0.47 ^{***}
PPS	0.01 [*]	-0.01 [*]	-0.05 ^{***}	0.05 ^{***}	0.24 ^{***}
PLN	0.01 [*]	-0.01 [*]	-0.06 ^{***}	0.04 [*]	0.21 ^{***}
INDR	-0.04 ^{**}	-0.02 [*]	0.07 ^{***}	0.03 [*]	0.12 ^{***}
AGE	-0.08 ^{***}	-0.07 ^{***}	-0.09 ^{***}	0.09 ^{***}	0.13 ^{***}

LEV	PPS	PLN	INDR	AGE
1.000				
0.081 ^{***}	1.000			
0.120 ^{***}	0.076 ^{***}	1.000		
0.061 ^{***}	0.072 ^{***}	-0.088 ^{***}	1.000	
0.264 ^{***}	-0.021 [*]	0.1085 ^{***}	-0.094 ^{***}	1.000

注: ***, **、* 分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。

模型一的回归结果显示, 方程调整后的R²达到 43% 以上, 显示模型具有很好的拟合度。并购商誉(GW) 与当期公司绩效(ROA_t) 在5%的水平下显著正相关, 表明公司确认并购商誉能够提升当期公司绩效, 与之前的假设一致。实证结果证实了之前的理论分析, 即上市公司进行并购活动, 支付较高的商誉成本确实可以给公司带来获取超额利润的资源, 获得协同效应, 超额盈利在并购活动当年就显现出来, 促进了公司当期业绩的提升。在控制变量中, 公司规模(SIZE)、资产负债率(LEV) 与公司绩效(ROA_t)

在1%的水平下显著正相关,独立董事比例(INDR)与公司绩效(ROA_t)在5%的水平下正相关,上市年数(AGE)与公司绩效(ROA_t)在10%的水平下正相关,基本符合现有的研究结论。模型二的回归结果显示,并购商誉(GW)与下一年度公司绩效(ROA_{t+1})在1%的水平下显著正相关,且回归系数为0.0921,大于模型一中的回归系数(0.0607)。说明相比当期公司绩效,并购商誉在确认年份的下一年度能够带来更加显著的正向影响。可能的原因有:(1)商誉是预期未来超额盈利能力的贴现值,存在一定的存续期,确认后会在存续期内给公司带来超额盈利能力,即可能存在一定的“滞后效应”,因此并购商誉对公司未来绩效具有更有显著的正向影响;(2)部分样本公司商誉确认时间较晚,因此相比当期绩效,所确认的并购商誉对下一年度的公司绩效影响更加显著。

表5 并购商誉与公司绩效的回归结果

变量	M0	M1	M2
GW		0.060** (1.902)	0.092*** (3.471)
SIZE	0.014*** (18.958)	0.014*** (19.100)	0.002*** (3.107)
LEV	-0.172*** (-42.658)	-0.171*** (-42.041)	-0.062*** (-14.116)
PPS	-0.005 (-0.861)	-0.136 (-0.789)	-0.000 (-0.073)
PLN	0.002 (1.446)	0.003 (1.479)	0.002 (0.981)
INDR	-0.028* (-1.745)	-0.031* (-1.948)	-0.009 (-0.548)
AGE	0.009*** (4.509)	0.009*** (4.604)	0.001 (0.460)
YEAR	控制	控制	控制
IND	控制	控制	控制
Adj.R ²	0.436	0.439	0.094
F-statistic	309.787***	266.985***	36.804***

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为T值;常数项未予列示。下同。

2. 并购商誉、高管薪酬与公司绩效的回归分析

为研究高管薪酬在并购商誉与公司绩效之间的关系的作用,在模型三中引入调节变量高管薪酬(PAY)并构建交互项GW*PAY,回归结果如下:在模型二中,我们的研究目的是探寻高管薪酬在并购商誉和公司绩

效关系中的调节作用。在回归结果中,本文关注并购商誉(GW)与高管薪酬(PAY)的交互项的显著性水平及其系数的正负。

表6 并购商誉、高管薪酬与公司绩效的回归结果

变量	M3 (ROA_t)	M4 (ROA_{t+1})
GW	0.99** (2.18)	1.08** (2.19)
GW*PAY	-0.07** (-2.09)	-0.07** (-2.05)
PAY	0.02*** (9.86)	0.02*** (10.65)
SIZE	0.01*** (12.48)	0.00** (2.28)
LEV	-0.16*** (-41.57)	-0.06*** (-13.21)
PPS	-0.01 (-0.09)	0.00 (0.68)
PLN	0.00** (2.20)	0.00* (1.75)
INDR	-0.03 (-1.64)	0.00 (-0.17)
AGE	0.01*** (4.16)	0.00 (-0.11)
YEAR	控制	控制
IND	控制	控制
Adjusted R ²	0.46	0.14
F-statistic	227.09***	42.98***

回归结果表明,交互项GW*PAY的回归系数显著为负,即与公司绩效在5%的水平下负相关。高管薪酬激励水平越高,并购商誉对公司绩效的影响越不显著,假设H2得以证明。实证结果一定程度上印证了前述的理论分析,出于薪酬水平的激励,高管在并购行动中受“逐名动机”驱使,倾向于确认更多的并购商誉。过度自信又使得高层管理者抱有自负倾向,进行了效率低下的并购活动。在巨额并购商誉成本中,相当一部分并不能带来与商誉本质相符合的超额盈利能力,成为并不能为公司业绩带来积极作用的无关成本。简言之,在薪酬激励动机下,高管驱使的并购活动带来的较低的投资效率,没有获得与实际商誉成本相符合的超额盈利能力和协调效应。过多的成本支出反而给公司经营带来不利影响,并在当年公司业绩上得到反映。

(四) 稳健性检验

为保证本研究实证分析结果稳健性,本文采取了一系列稳健性检验措施对实证结果进行检验。

首先,将被解释变量总资产报酬率(ROA)换为资产报酬率(RTA)进行多元回归。

对于假设一,分别将当期资产报酬率(RTA_t)和下一年度资产报酬率(RTA_{t+1})作为被解释变量进行回归,得到结果如表7所示。

表7 并购商誉与资产报酬率的回归结果

变量	M00	M5	M6
GW		0.05*	0.07***
		(1.89)	(2.92)
SIZE	0.01***	0.01***	0.00***
	(17.87)	(17.97)	(3.73)
LEV	-0.14***	-0.14***	-0.03***
	(-33.79)	(-33.30)	(-7.76)
PPS	-0.01	-0.01	0.00
	(-1.24)	(-1.19)	(-0.61)
PLN	0.00**	0.00**	0.00**
	(2.02)	(2.05)	(2.19)
INDR	-0.03***	-0.04**	-0.02
	(-2.09)	(-2.24)	(-1.41)
AGE	0.01***	0.01***	0.00
	(5.52)	(5.59)	(0.65)
YEAR	控制	控制	控制
IND	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.32	0.33	0.03
F-statistic	195.36***	168.14***	12.04***

表8 并购商誉、高管薪酬与资产报酬率的回归结果

变量	M7	M8
GW	0.72*	1.02**
	(1.54)	(2.14)
GW*PAY	-0.05*	-0.07**
	(-1.47)	(-2.02)
PAY	0.01***	0.01***
	(7.34)	(7.52)
SIZE	0.01***	0.00
	(12.50)	(0.17)
LEV	-0.13***	-0.03***
	(-32.65)	(-6.99)
PPS	-0.00	0.00
	(-0.69)	(-0.07)
PLN	0.00***	0.01***
	(2.59)	(2.73)
INDR	-0.03**	-0.02
	(-1.99)	(-1.18)
AGE	0.01***	0.01
	(5.23)	(0.26)
YEAR	控制	控制
IND	控制	控制
Adj. R ²	0.33	0.05
F-statistic	139.80***	15.91***

对于假设二，在资产报酬率与并购商誉回归的基础上，加入高管薪酬、并购商誉与高管薪酬的交互项进行回归，结果如表8。

由回归分析结果可得，假设H1和假设H2仍然成立。即并购商誉能够提高公司绩效，且高管薪酬对这一正向作用具有削弱作用。

其次，为减少极端值的影响，本文利用STATA12.0对相关连续变量两端各1%进行winsorize处理，并重新进行回归检验，结果并没有发生较大变化，这表明极端值对回归结果的影响并不严重。

最后，将全部样本划分为国有企业和非国有企业，分组进行回归，回归结果基本一致，表明实证结果具有较好的稳健性。

综上，本文的实证结果具有较好的稳健性。

五、研究结论与展望

(一) 结论与建议

本文以2011年到2013年中国A股799家上市公司共2397个观测值为样本，构建面板数据，针对颇受学术理论界和资本实务界关注的并购商誉与公司绩效的关系进行研究，研究发现：上市公司确认并购商誉，对

当期公司绩效的提高具有正向作用。这一正向作用在下一年度更加显著。此外，本文从心理契约、过度自信等理论视角入手，引入高管薪酬的激励水平作为调节变量，研究其对于并购商誉与公司绩效的关系的影响。实证结果表明，高管薪酬水平的提高削弱了并购商誉对公司绩效的正向关系。本文的研究结果肯定了中国目前资本市场频繁的并购活动与商誉确认行为的合理性与积极作用，肯定了并购商誉不单单是“合并价差”，更是一种“超额盈利能力”，能够给实施并购活动的公司带来超额盈利能力，推动公司业绩的增长。本文的研究结论从理论意义上拓展了并购商誉的研究领域，丰富了关于商誉经济后果的实证研究；从公司治理视角对并购商誉的作用进行机制阐述，揭示了过度自信倾向下的薪酬因素对商誉所带来超额盈利能力的影响。

在实践意义上，本文提出需要警惕高管动机驱动所带来的无效率投资、不合理商誉确认与公司业绩下滑等问题，对会计准则的制定部门、并购活动的监管

机构和上市公司的治理结构具有一定借鉴作用。据此,本文提出以下建议:

1. 对上市公司而言,应认识到并购活动、商誉确认为企业带来的积极效应,采取合理的并购行动;同时,应当完善公司内部治理结构,警惕高管人员出于薪酬激励动机所做出的无效率并购,避免确认过多无法带来超额盈利能力和协同效应的并购商誉成本,对高管行为进行有效的监督,从企业长远发展战略的角度进行并购活动。

2. 对监管机构而言,必须进一步提高会计信息的披露要求,保证上市公司并购商誉信息披露的真实性、公允性、合法性,并加强关于上市公司对商誉后续管理的动态监管,保证企业会计准则的实施,保护投资者利益。

3. 对会计准则制定部门而言,需要不断从理论层面面对商誉会计进行修正和完善,针对资本市场出现的各种问题进行有针对性的准则修订,保证企业会计准则正确的引导和规范作用。

(二) 局限性及未来展望

本研究的不足之处在于:本文选取799家上市公司2011至2013年3年的财务数据构建面板数据,时间序列

持续3年,存在偏短的可能;由于2015年度的财务数据尚无法获得,对公司未来绩效的影响研究只停留在商誉确认的下一年度,无法得出关于并购商誉对两年、三年后的公司绩效的影响的结论;以高管薪酬作为调节变量,未能反映高管持股水平在主效应之间的调节作用等。

由于客观数据上的限制,所获取的样本资料未能支撑更进一步的研究,导致本文存在时间序列、指标构建方面的潜在不足,这也是今后研究的改进方向。后续研究将扩大样本的研究规模,构建高管激励的系统机制,将高管薪酬水平、股权激励计划以及声誉激励等多个指标纳入到高管激励机制之中,具体研究高管激励水平在并购商誉与公司绩效的关系中所发挥的作用;扩大经济后果的研究范围,将研究视角从财务绩效扩展到市场绩效,研究并购商誉与公司价值之间的关系。本研究有志对中国上市公司治理机制下的并购商誉的经济后果进行深入探索,对国内相关领域的学术研究贡献绵薄之力。

参考文献

- [1] Aggarwal R K, Samwick AAA. The other side of the tradeoff the impact of risk on executive compensation [J]. *Journal of Political Economy*, 1999, 107 (1): 65—105.
- [2] Barney, J. B.. Firm Resources and Sustained Competitive Advantage. *Journal of Management*, 1991, (17): 99-120.
- [3] Chauvin, K. W., and M. Hirschey. 1994. Goodwill, Profitability, and Market Value of the Firm. *Journal of Accounting And Public Policy*, 13 (2) : 159~180
- [4] Chen, C. M. Kohlbeck, and T. Warfield. 2008. Timeliness of Impairment Recognition: Evidence from the Initial Adoption of SFAS 142. *Advances in Accounting*, 24 (1): 72 ~81
- [5] Godfrey, J., and P. S. Koh. 2001. The Relevance to Firm Valuation of Capitalising Intangible Assets in Total and by Category. *Australian Accounting Review*, 11 (2) : 39~48
- [6] Henning, S. L., B. L. Lewis, and W. H. Shaw. 2000. Valuation of the Components of Purchased Goodwill. *Journal of Accounting Research*, 38 (2) : 375~386
- [7] Henning, S. L., B. L. Lewis, and W. H. Shaw. 2000. Valuation of the Components of Purchased Goodwill. *Journal of Accounting Research*, 38 (2) : 375~386
- [8] Jennings, R. M. LeClere, and R. B. Thompson II. 2001. Goodwill Amortization and the Usefulness of Earnings. *Financial Analysts Journal*, 57(5): 20~28
- [9] Jensen MC, Murphy KJ. Performance pay and top—management incentives [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(2): 225—264.
- [10] Mehran H. Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance [J]. *Journal of Financial*

Economics,1995,38(2) : 163—184.

- [11] Miller, M. C., 1973, "Goodwill—an aggregation issue", The Accounting Review, 48(2), pp.280-291.
- [12] Shahwan Y.,2004, "The Australian market perception of goodwill and identifiable intangibles", Journal of Applied Business Research,20(4), pp.63-70.
- [13] 邓小洋.企业并购的财务学思考[J]. 财经论丛(浙江财经学院学报),2000,02:58-61.
- [14] 董必荣.试论企业核心能力与商誉的关系[J].北京工商大学学报(社会科学版),2003, 05:21-26.
- [15] 杜兴强,杜颖洁,周泽将. 商誉的内涵及其确认问题探讨[J]. 会计研究,2011,01:11-16+95.
- [16] 杜兴强,王丽华.高层管理当局薪酬与上市公司业绩的相关性实证研究[J].会计研究,
- [17] 杜兴强,周泽将,杜颖洁.商誉与权益计价:基于企业会计准则(2006)的经验证据[A].中国会计学会会计基础理论专业委员会 2011 年专题学术研讨会论文集[C].中国会计学会会计基础理论专业委员会:,2011:9.
- [18] 郭雪萌,余瑞娟. 商誉能否反映企业超额收益能力[J]. 北京交通大学学报(社会科学版),2016,01:87-97.
- [19] 李维安,陈钢.高管持股、会计稳健性与并购绩效——来自沪深 A 股上市公司的经验证据[J].审计与经济研究,2015,04:3-12.
- [20] 李增泉. 激励机制与企业绩效——一项基于上市公司的实证研究[J].会计研究,2000, 01:24-30.
- [21] 刘哲,葛玉辉. 我国上市公司高管薪酬与绩效相关性实证分析——基于“真空高管薪酬”理论[J]. 华东经济管理,2011,07:93-96.
- [22] 王北星,金淑华,周佰成.国有企业公司治理、业绩与高管报酬的关系研究[J].税务与经济,2007,01:45-48.
- [23] 王思维,程小可.负商誉的价值相关性研究——基于新企业会计准则的实证研究[J].会计与经济研究,2012,02:54-61.2007,01:58-65+93.
- [24] 魏刚. 高级管理层激励与上市公司经营绩效[J]. 经济研究,2000,(3).
- [25] 邢立全,王伟程.有商誉会好吗?——并购商誉问题研究[J]. 投资研究,2015,08:38-53.
- [26] 杨汝梅,1993,《无形资产论》,北京:中国财政经济出版社
- [27] 张鸣,王明虎. 对商誉会计理论的反思[J].会计研究,1998,04:12-16.
- [28] 郑海英,刘正阳,冯卫东. 并购商誉能提升公司业绩吗?——来自 A 股上市公司的经验证据[J].会计研究,2014,03:11-17+95.

Excess profitability or merger spread?

——Research on the effect of goodwill on Corporate Performance

Abstract: In the transformation of the Chinese economy, the recognition, measurement and economic consequences of the accounting goodwill has been widely concerned by the theorists and practitioners. Based on panel data from 2011 to 2014 of 799 listing Corporation in China A shares, this paper studies the relationship between goodwill and firm performance. The empirical results show that the listing Corporation's confirming the acquisition of goodwill has a positive correlation on the company's current operating performance, which is more obvious in the following year. Further research shows that, with the increase of executive pay, the positive impact of goodwill on the performance of the company will be weakened. The conclusion of this paper is to improve the existing research on the economic consequences of goodwill, in order to provide some references for the relevant departments to develop accounting standards and listing Corporation to conduct M & A activities.

Key words: goodwill; firm performance; executive pay; panel data

授之以鱼还是授之以渔

——高管显性激励有效性分析

陆淑婧¹

(山东大学管理学院 企业管理专业, 山东 济南 250100)

摘要: 本文以2009-2013年中国A股上市公司作为研究样本,旨在探索中国上市公司高管显性激励的有效性,研究发现高管货币化薪酬呈现积极的治理效应、能够显著降低代理成本,但是高管持股却容易诱发代理问题,导致更高的代理成本,并且弱化货币化薪酬的激励效果。进一步分析,高管期权激励的作用主要体现在对于货币化薪酬与代理成本关系的调节效应中,并且主要见于民营企业和高科技行业中,而对于国有企业和传统行业公司并没有治理效应。本文研究表明,中国资本市场情境下,更为有效的显性激励组合应该是从高管动机出发,构建货币化薪酬与期权激励的有机结合,即合理的货币化薪酬,辅以必要的期权激励,同时还需要兼顾高管持股的负面治理效应和期权激励的适用情境,而不是盲目借鉴西方激励安排。

关键词: 高管显性激励; 货币化薪酬; 高管持股; 期权激励

一、引言

2015年8月7日,京东对外宣布“公司董事长兼CEO刘强东在规定的十年内,每年基本工资为一元人民币,且没有现金奖励”。在马明哲的“天价薪酬”以及“零薪酬”余波未平之时,“一元年薪”再次引起了人们对于高管薪酬的关注。货币化薪酬巨幅震动的背后,专家、学者们更应该正确认识激励组合的治理效应,而不是从众地感慨和叹服高管“任性”。作为上市公司高管的主要收入来源,货币化薪酬、高管持股、股票期权激励构成的激励组合在激励和约束高管、降低代理成本方面发挥着举足轻重的作用。尽管高管激励有效性几乎与公司治理研究相伴而生,但是过于关注单一激励手段使该领域研究陷入静态分析的窠臼,而且结论也不尽相同(Benmelech等,2010;李维安和苏启林,2013;Belghitar和Clark,2015;罗宏等,2014)。但是,显性激励手段之间并不是相互独立的,其内在关联或者权衡取舍可能显著影响高管激励的有效性,关系到能否实现股东与高管利益的趋同、降低代理成本。例如,相较于具有变现条件以及行权期限的期权激励,高管应该更加偏爱货币化薪酬;而同为股权激励的期

权和高管持股,高管持股又因为其风险方面的优势而受到高管的青睐,部分学者的研究一定程度上证实了这些推论(王新等,2015)。为了丰富与完善现有研究,本文基于中国资本市场特点以及高管动机,研究了高管显性激励的权衡以及对于代理成本的治理效果,期望通过激励组合的分解与组合以获取不同显性激励手段的治理效应以及各自的适用情境。

二、理论回顾与假设提出

寄望于其缓解代理问题的功能,高管激励被视为保持委托人与代理人利益趋同的有效手段。但是,关于高管激励的主流研究却走向了两个极端:秉承最优契约理论思想的支持者,既承认激励安排有效性

(Frydman和Saks,2010),也承认其存在的不足,并提出了依托于完善的公司治理机制、尤其是监督机制的高管激励框架,期望实现对于最优契约的回归、从而降低代理成本(Belghitar和Clark,2015;Corea等,2008;Foster和Young,2010;Minnick等,2010;Brookman和Thistle,2013)。而反对者则基于管理层权力理论,追溯到了高管激励的决策机制,认为在无法限制管理层权力的情况下,高管激励容易沦为代理

¹ 作者简介:陆淑婧(1990-),女,山东淄博人。山东大学管理学院2014级企业管理专业硕士研究生,研究方向为公司治理。Email:947407188@qq.com。

行为的温床,成为高管“自肥”的工具,无法有效治理代理问题(Robinson 和 Sensoy, 2013)。随着公司治理研究的深化,学者们开始尝试突破传统代理理论的束缚,希望拓展理论边界寻找该领域研究的中间地带,以强化其在治理实践中的适用性,由此,基于行为经济学的心理所有权理论开始应用于高管激励的理论研究。心理所有权理论认为,管理者具有拥有某种事物的心理认同感,而各种激励手段是间接地通过管理者对所有权的期望等心理因素发挥作用的。但是,由于个人心理因素的适应性以及外部环境的不确定性,高管激励的研究对于心理所有权也褒贬不一。较早引入心理所有权思想的研究大多承认其积极的治理效应,认为源于同业比较的“参照点”能够提升高管的满意度及其努力程度,可以实现自我约束、降低代理成本(Larkin 等, 2012),但是如果高管的薪酬显著低于同行业或者同地区的均值,则激励安排的有效性可能大打折扣(Hart 和 Moore, 2008; Abeler 等, 2011)。随着研究的深入,学者们关注到了外部环境和个人心理因素的交互影响,如源于管理层权力的参照对象选择偏见(Faulkender 和 Yang, 2010)、人力资本对于参照结果的影响(Mishra, 2014)、风险偏好的影响(Pepper 等, 2013)等。

尽管国内学者也积极为双方提供来自于中国的经验证据(Conyon 和 He, 2011; Chen 等, 2011; 陈仕华等, 2014; 刘峰和冯星, 2014),但是市场的特性需要国内学者更加理性、具体的研究,即在承袭西方先进思想和方法论的同时,要具体结合中国上市公司的特点,提供更“接地气”的高管激励安排,如存在实际控制人对上市公司高管的晋升激励或者职务约束,影响着货币化薪酬的有效性,或者高管持股比例偏低,可能导致“财富效应”显著大于“治理效应”等。因此,中国资本市场情境下,能否突破单体公司治理的作用边界,充分考虑高管与股东、尤其实际控制人的互动性,也许能够成为高管激励安排有效性的可行之钥。

(一) 货币化薪酬与代理成本

尽管存在样本选择、变量设计的差异性等问题可能导致结论的不稳健,但是 Frydman 和 Saks (2010)指出美国上市公司在 1936-2005 年的时间跨度内,其高管薪酬激励在弱化代理问题、推动高管与股东利益趋同方面发挥了积极的治理效应,具体表现为更强的薪酬-业绩敏感性。那么中国上市公司的高管货币化薪酬能否发挥积极的治理效应? 本文认为答案是肯定

的,主要原因在于尚不健全的社会保障制度,以及愈发严格的外部监管引致高管对于高薪工作的珍视。由于中国还没有非常完备的社会保障制度,人们都需要为自己退休后及晚年的生活积蓄,这一可置信的问题对于高管来说,不仅考虑基本的生活保障,还希望维持现有的生活品质,后者甚至充当着期权,在高管自我约束方面发挥着积极的作用,使得高管倾向于放弃昂贵的试错成本、更加珍惜现有的工作机会。同时,愈发严格和规范的监管能够从外部约束高管的机会主义动机,如果没有严格的外部监管,仅仅依靠高管的自我约束很难保证货币化薪酬的治理效果,因为低廉的舞弊成本可能诱发高管的机会主义倾向。所以,宏观制度层面的约束(社会保障制度与外部监管的交互作用),能够保证高管货币化薪酬激励的有效性。

进一步分析,维系社会资本纽带,尤其是迎合实际控制人的需要也可能强化高管货币化薪酬的治理效果。关系契约理论认为,非正式制度可以作为正式制度的必要补充,尤其当正式公司治理制度无法发挥治理作用时(Estrin 和 Prevezer, 2011)。遵循关系契约理论的思路,任何一个上市公司高管只是社会资本网络的某一个节点,此时社会资本网络能够充当资本控制网络的补充,促使高管主动维持其在中国社会资本网络中的正面形象,以获取更多的社会资本。由于中国“圈子文化”的影响,以及上市公司普遍“嵌入”于某个资本控制链,上市公司高管具有更强动机去维系社会资本纽带,同时为了迎合实际控制人的需要,其行为选择更容易受到实际控制人意志的影响,这既是维系社会资本纽带的需要,也源于中国传统文化中忠诚和服从权威的影响(傅颀和汪祥耀, 2013),所以高管必须表现出与薪酬相匹配的能力和业绩(国企高管为了获得良好的声誉以博取更多的政治资本和晋升机会,而民企高管则更多的关注于声誉方面的激励),以合理化自身的货币化薪酬,进而自发的约束机会主义动机。

综合以上分析,本文通过高管的动机来分析激励和约束的被接受程度,突破了关于高管“经济人”、风险中性等基本前提,增强了研究的现实性和适用性。因此,跳出传统委托代理理论的框架并重新审视高管货币化薪酬的功能,本文认为高管货币化薪酬能够在促进股东与高管利益趋同的过程中发挥积极的治理效应,并提出假设 1:

H1: 高管货币化薪酬呈现积极的治理效应,即能够显著降低代理成本。

（二）高管持股、期权激励与代理成本

考虑到薪酬激励的不完备性以及管理层权力的潜在影响，最优契约理论和管理层权力理论的支持者不约而同的选择了递延性薪酬作为应对之道，可谓殊途同归，期望通过增加高管持股和期权的比重，以实现股东与高管的激励相容，避免代理成本所导致的治理效率损失。

由于能够一定程度上实现与股东共同分享剩余索取权，高管持股较早的得到了关注，尤其是英美等发达资本市场，希望通过授予强权CEO一定比例的股份，实现股东与高管的利益趋同，其治理效应也得到了证实（Evans, 2008; Burns等, 2015）。但是，学者们也注意到了股份授予本身也容易受到管理层权力的影响，不仅容易导致股份授予的“福利化”（Lian等, 2011），甚至还可能强化“堑壕效应”（Benson和Davidson, 2009; Xu, 2013），对于高管持股的有效性提出了质疑（Coles等, 2012）。具体到中国情境下，学者研究发现高管持股的治理效应更多体现在合规性层面，如更加完备的信息披露（张馨艺, 2012），而效应性方面的表现并不理想（Hua和Zhou, 2008）。

在丰富的研究结论背后，本文继续通过高管行为动机分析高管持股的有效性，对中国上市公司高管持股的治理效果持怀疑态度，原因来自于两个方面：首先，高管持股比例普遍偏低（童英, 2009），可能导致无法发挥“治理效应”，而更多的时候扮演着高管财富积累的作用，即“财富效应”。其次，股份变现的限制较多。根据我国公司法规定，高管在任职期间以及离任后的股份转让都有严格、明确的规定，虽然旨在保护投资者、尤其是中小股东的利益，但是限制流动性的规定也降低了高管持股的有效性，还可能衍生出高管“择时”机会主义行为，如精准辞职等（曹廷求和张光利, 2012）。再次，中国资本市场的成熟度可能进一步弱化高管持股的治理效应。由于资本市场的定价功能无法有效评价上市公司的市场表现，基于自身职业安全以及私有利益的考虑，上市公司高管倾向于迎合实际控制人的需要，抱有“不求有功但求无过”的保守心态，虽然能够约束内在的扩张动机，但是也可能在稍纵即逝的机会来临的时候无动于衷。因此，中国情境下的高管持股更多的发挥着约束机制的作用，而激励方面的功能却乏善可陈，虽然能够避免过度扩张而带来的代理成本，却容易诱发过度保守的代理问题。

针对高管持股可能无法发挥治理效应这一问题，

部分学者指出货币化薪酬与高管持股是最佳的激励安排，原因在于这种激励安排具备兼顾短期与长期、流动性与递延性的特点（Benmelech等, 2010）。但是，如果中国情境下的高管持股可能存在代理问题，那么高管激励安排就需要重新考虑货币化薪酬与高管持股的权衡问题。由于货币化薪酬具有无约束用途的特点，其风险性相较于持有股份更低（王新等, 2015），对于高管的吸引程度更高（Harris和Raviv, 1979），所以本文认为高管更加偏爱货币化薪酬，而高管持股诱发的代理问题可能弱化货币化薪酬的激励效果。综合以上，本文认为高管持股并不具备削减代理成本的治理效应，而且还容易弱化货币化薪酬的激励效果，固提出假设2：

H2：高管持股可能诱发代理问题，导致更高的代理成本，甚至弱化货币化薪酬的激励效果。

辉瑞公司率先启用股票期权之后，其递延性和期权相结合的特性得到了肯定，因为更长的递延性区间以及高管的自由选择权利，使得持有期权的风险小于高管持股（Murphy, 1999），并且可以提高管理者风险投资活动的积极性、避免由于保守导致的效率损失。但是，越来越多的学者开始关注到期权激励的负面治理效应，如高管风险偏好的影响（Pepper等, 2013）、“倒签”问题（Lie, 2005）、盈余操纵与重新定价等（丁保利等, 2012），即高管的“自肥”动机容易引起市场择时等机会主义行为（吕长江等, 2011），从而导致代理成本的提升（杨慧辉等, 2015）。

需要注意的是，虽然学者们关注到了高管心理因素对期权有效性的影响，但是忽略激励组合、而孤立的研究该问题却容易导致结论的分歧，因为高管的心理因素会基于不同激励方式的权衡而产生差异性。考虑到货币化薪酬无约束用途的特点（王新等, 2015），本文认为中国情境下，期权激励的治理效应在高管激励安排中充当货币化薪酬的必要补充，一方面可以保证高管收入的自由支配能力，另一方面又可以利用递延性和期权相结合的办法完成股东与高管的利益趋同。尽管存在马明哲的“零薪酬”、刘强东的“一元年薪”等极端例子可以认为期权能够独立于货币化薪酬而独立发挥治理作用，但是事实上绝大多数“零薪酬”高管会在母公司、政府甚至关联企业领取薪酬（杨德明和赵璨, 2012），而国有上市公司的期权激励也往往受到行政干预，如黎文靖、池勤伟（2015）实地调研发现国有企业高管经常被上级部门告知到期需要放弃行使股权激励方案。因此，尽管高管期权激励的递延性

和期权相结合的特点能够解决高管持股激励不相容的问题，但是无法发挥独立的治理效应，其有效性体现在对于货币化薪酬的补充，固提出假设 3：

H3：高管期权激励能够强化货币化薪酬对于代理成本的治理效应。

（三）高管显性激励的情境化影响

为了深化高管显性激励有效性的研究，本文结合中国资本市场的特点进一步分析潜在的情境化影响因素：产权性质与行业性质，旨在探讨适用于具体情境的高管显性激励组合。

源于中国特殊的所有制形式，大部分上市公司都脱胎于国有股份，至今仍然在资本市场中扮演着举足轻重的角色（许文彬，2009）。尽管对于国有股份的褒贬不一（余菁，2008），但是中国的制度背景以及资本市场的现状需要学者们在正确面对潜在问题的同时，积极探索一条现有制度框架下的国企治理之路。具体到高管显性激励方面，国有控股企业（以下简称国有企业、国企）与非国有控股企业（以下简称民营企业、民企）虽然都已经发生了诸多新的变化，但是最显著的区别依旧体现在市场化水平方面。首先，国有企业高管货币化薪酬的作用日益凸显，而高管持股、期权的激励效果不佳。尽管“限薪令”一定程度上能够遏制国企高管基本薪酬的畸高，但是其实际效果仍然值得怀疑（沈艺峰和李培功，2010），而且诸如奖金、绩效工资等多种形式的货币化薪酬也可以弱化“限薪令”的影响，而作为另一大组成部分的职务消费，不仅能够一定程度上提升高管的工作和生活水平，还可以为高管构建自身社会资本网络提供支持，其灵活性以及即时性能够满足高管的相应需求。反观高管持股与期权激励，由于任期制以及行政干预的存在，其激励效果是值得怀疑的，因为一方面在市场环境以及风险水平不确定的情况下，国企高管的相关决策可能无法在任期内收到预期效果，而另一方面，高管期权的兑现还受到行政干预，无法自主行权（黎文靖和池勤伟，2015）。其次，由于薪酬市场化程度较高，民企高管的显性激励组合更为丰富，即货币化薪酬与期权激励并举，这不仅源于民企高管面临更为激烈的经理人市场竞争（黎文靖和池勤伟，2015），而且民企并不存在“所有者缺位”问题，股东对于高管的股权授予更为确定，而高管对于股份的处置方式也更为市场化。基于此，本文认为货币化薪酬对于国企高管的绩效效果更佳，而民企高管激励则应当货币化薪酬与期权激

励并举。

H4：国企高管的货币化薪酬能够显著降低代理成本，而民企高管的货币化薪酬与期权激励都能够发挥降低代理成本的作用。

行业性质方面，传统行业与高科技行业的成长性水平的差异要求高管激励的侧重点有所区别。由于传统行业的成熟度较高，相对于高科技行业，其风险水平较低、成长能力趋于稳定，这就压缩了期权激励有效性的空间，而货币化薪酬则凭借其稳定性在高管激励中发挥更为重要的作用。而对于高科技行业来说，尽管面对的风险水平较高，但是强劲的成长能力可以弥补盈利水平的短板，这就要求高科技行业在高管显性激励中更加强调期权激励的重要性（巩娜，2013）。因此，本文认为传统行业高管显性激励更为倚重货币化薪酬，而高科技行业的高管期权激励更为有效。提出假设 5：

H5：传统行业高管的货币化薪酬对于代理成本的治理效果更优，而高科技行业高管的期权激励对于代理成本的治理效果更优。

三、研究设计

（一）变量定义

1.被解释变量：第一类代理成本（AC）。学界关于第一类代理成本度量的方法已经趋于标准化，即采用管理费用率与总资产周转率作为替代变量（袁振超，2014）。但是管理费用包括董事会会费、业务招待费等公司经营必要支出，而且这些支出的增加与机会主义行为并不存在必然的联系，如陈冬华等（2005）指出，高管职务消费部分用于关系资本的构建，而现有研究并不严格区分隐性福利和关系资本投资两者的差别，即部分管理费用可能有利于公司绩效的优化和股东财富的积累，不应该以偏概全，否定管理费用在公司治理中的积极作用。因此，本文仅采用总资产周转率作为第一类代理成本的替代变量，以验证高管显性激励的有效性。

2.解释变量：高管显性激励安排，具体细分为高管货币化薪酬（Salary）、高管持股（Stock）、期权激励（Option）等三个解释变量。通过借鉴现有研究（江伟和姚文韬，2015），高管货币化薪酬采用前三位高管薪酬总额的对数计量。高管持股的度量，本文没有采用高管持股比例，而是采用高管持股数量的对数，这是因为中国上市公司高管持股比例普遍偏低，其财富

效应可能大于治理效应，如果选取高管持股比例，不仅容易受到公司股权结构的显著影响，更难以有效体现对于高管的激励作用。期权激励的度量，本文也没有采用以往研究的方法，即采用虚拟变量衡量是否采用了期权激励（宗文龙等，2013），而是采用期权激励中不可行权股份数量所占比重度量期权激励，即将可行权部分排除，以便更加具体、合理的分析期权的长期激励效应。

3.控制变量：由于中国资本市场下的高管激励很难脱离母公司或者实际控制人的影响（徐向艺和方政，2015），本文选取上市公司多个公司治理结构变量，

以控制公司治理结构、尤其是实际控制人的影响，如两权分离度（Div）、独立董事比例（Ind）、两职合一性（Dual）、董事会次数（BAct）、董事会规模（BSize）、股东大会次数（ShAct）、委员会数量（Committee）等。考虑到公司特征可能影响高管显性激励的有效性，本文参照现有研究（傅頔和汪祥耀，2013；宗文龙等，2013），选取控制变量如下：杠杆率（Lev）、公司规模（Size）、成长性（Growth）、市场价值（Q）以及市场竞争度（MCom，采用赫芬达尔指数度量）。另外，年份、行业哑变量也予以控制，以方便实证分析过程中的聚类效应检验。

表1 变量汇总表

	变量名称	变量符号	测度方法
被解释变量	代理成本	AC	总资产周转率
解释变量	货币化薪酬	Salary	前三位高管薪酬总额的对数
	高管持股	Stock	高管持股数量的对数
	期权激励	Option	不可行权股份数量的比重
控制变量	两权分离度	Div	实际控制人现金流权与控制权的比值
	独立董事比例	Ind	董事会独立董事占比
	两职合一性	Dual	董事长与总经理两职分离取2；反之，取1
	董事会次数	BAct	董事会每年召开会议次数
	董事会规模	BSize	董事会董事人数
	股东大会次数	ShAct	股东大会当年召开次数
	委员会数量	Committee	公司设置的专业委员会数量
	杠杆率	Lev	资产负债率
	公司规模	Size	总资产对数
	成长性	Growth	主营业务增长率
	市场价值	Q	托宾Q值
	市场竞争度	MCom	赫芬达尔指数

资料来源：作者整理，其中变量数值计算直接取自国泰安数据库（期权激励手动收集除外）

（二）模型设计

为了检验高管显性激励的有效组合问题，构建模型方程如下：

模型 I:

$$AC = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Motivate} + \alpha_2 \sum \text{Controls} + \varepsilon$$

模型 II:

$$AC = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Motivate} + \alpha_2 \text{Moderate} + \alpha_3 \text{Motivate} * \text{Moderate} + \alpha_4 \sum \text{Controls} + \varepsilon$$

其中，模型 I 用于检验高管显性激励对于代理成本的直接治理效应，Moderate 分别表示 Salary、Stock、

Option 等显性激励安排, *Controls* 不仅包括表 1 所列示的控制变量, 还包括了年份哑变量和行业哑变量; 模型 II 则用于检验高管显性激励之间的协同作用, 即分别进行高管持股和期权激励对于高管货币化薪酬与代理成本关系的调节效应检验。

(三) 样本选择

本文选取中国资本市场 A 股上市公司 2009-2013 年度数据作为研究对象, 主要变量数据均来自国泰安

CSMAR 数据库。但是期权激励中得不可行权部分并没有直接披露, 所以采用下载样本公司的年度报告, 查询重大事项部分期权激励计划中可行权的情况, 进行手工收集。同时, 本文对数据进行了预处理, 并剔除相关样本数据, 剔除标准如下: 金融类上市公司; 2009-2013 年间被 ST 和 PT 的公司; 极端值公司等。最终, 本文研究样本涵盖了中国 A 股 2170 家上市公司。

表 2 主要变量描述性统计结果

Panel A						
	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
AC	8621	0.73	0.61	0.00	9.69	
Salary	8609	14.02	0.71	10.31	17.24	
Stock	4796	13.76	3.52	2.48	20.77	
Option	763	0.82	0.38	0	6.08	
Ind	8620	0.37	0.05	0.09	0.80	
MCom	8621	0.06	0.08	0	1.43	
Lev	8621	0.08	0.11	-0.00	1.15	
Size	8621	21.91	1.27	17.60	28.49	
Panel B						
	激励方式	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
2009	Salary	1281	13.76	0.74	10.40	16.30
	Stock	574	11.98	3.20	3.37	18.95
	Option	42	0.79	0.32	0	1
2010	Salary	1420	13.94	0.73	11.47	16.54
	Stock	667	12.73	3.42	3.37	19.15
	Option	66	0.78	0.34	0	1
2011	Salary	1741	14.04	0.70	10.31	16.64
	Stock	921	13.67	3.50	2.48	19.85
	Option	134	0.91	0.60	0	6.08
2012	Salary	1997	14.08	0.67	11.53	17.24
	Stock	1249	14.30	3.47	2.48	20.77
	Option	217	0.83	0.27	0	1
2013	Salary	2170	14.14	0.66	11.21	17.17
	Stock	1385	14.56	3.36	3.37	20.75
	Option	304	0.76	0.32	0	1

资料来源: 作者根据 Stata 统计结果整理

三、高管显性激励与代理成本关系研究

(一) 描述性统计

表2汇报了主要变量的描述性统计结果。Panel A 汇总了主要变量的全样本描述性统计结果，高管显性激励安排中的货币化薪酬和期权激励离散程度较低，说明样本公司的激励强度差别不大，而高管持股则呈现较高的离散程度，体现在上市公司授予高管股份的规模差别较大，即在几种显性激励安排中，不同公司对于高管持股的态度并不一致，这也一定程度证实了本文关于高管持股的消极治理效应的假设。另外，期权激励的样本观测值一共为763个，其数量显著区别于其他激励安排，说明截止到2013年，期权激励还没有普遍应用于上市公司治理实践，其应用价值还有待于进一步开发。Panel B 则整理了高管显性激励安排的年份统计结果。通过纵向比较，本文发现高管货币化薪酬与高管持股规模呈现逐年增长的趋势，其原因可能源于资本市场和上市公司正在逐步走出2008年金融海啸对于高管薪酬的影响，这也是一个值得后续研究继续探讨的问题。另，样本期间，实施高管期权激励的上市公司数量也呈现逐年递增的趋势，体现了期权激励开始在高管激励安排中扮演着愈发重要的作用。

表3整理了本文主要变量的Spearman等级相关系数检验结果。其中，货币化薪酬与总资产周转率显著正相关，说明货币化薪酬能够显著提升总资产周转率、降低代理成本，初步证实了假设1；而高管持股则与总资产周转率显著负相关，即高管持股的提升降低了总资产周转率，对于代理成本呈现消极治理效应，也初步验证了假设2。

(二) 高管显性激励与代理成本

为了验证高管显性激励与代理成本的关系，本文采用固定效应模型进行分析，并通过Hausman检验证实了固定效应的合理效应。同时，为了避免组间差异的影响，聚类效应检验在固定效应模型中同步进行检验。表4整理了具体检验结果。第一列为模型的检验结果，以验证假设1。结果显示，高管货币化薪酬与总资产周转率显著正相关，且显著性水平为1%，说明样本公司的高管货币化薪酬对于代理成本呈现积极的治理效应，即货币化薪酬激励发挥了治理效应，能够显著降低代理成本，证实了假设1。第二列和第三列主要用于检验假设2，即高管持股对于代理成本的治理效应。其中，第二列分析结果显示高管持股与总资产周转率显著负相关，且显著性水平为5%，这说明高管持

股规模的扩大并没有发挥预期的治理效果，反而降低了总资产周转率、恶化了代理问题。如前文所述，高管持股的消极治理效应可能源于股权变现的限制较多以及资本市场不完善导致股价波动较大的交互影响，使得高管持有股份的风险水平较高，不利于其治理效应的发挥。这一结果也可能作为中国上市公司高管持股普遍偏低的解释之一，即高管持股的消极治理效应可能是高管持股普遍偏低的内生原因，为后续研究提供了有益的探索。第三列分析结果则证实了高管持股对于货币化薪酬治理效应的弱化，其结果显示高管持股作为调节变量，其与货币化薪酬的交互项与总资产周转率显著负相关，且显著性水平为5%，即高管持股发挥了负向的调节作用，从而证实了前文高管更加偏爱货币化薪酬的推测。因此，假设2得到证实。第四列和第五列整理了关于假设3的分析结果，但是并没有证据表明期权激励的积极治理效应，假设3没有得到证实。通过分析可能存在的原因，本文认为可能源于两个方面：第一，通过对研究样本的分析，期权激励的应用尚处于起步阶段，而且未得到广泛应用；

表3 Spearman 等级相关系数检验结果

	1	2	3	4	5
1.AC	1.00				
2.Salary	0.23***	1.00			
3.Stock	-0.08**	-0.06	1.00		
4.Option	-0.04	-0.19***	0.05	1.00	
5.Div	0.12***	0.12***	-0.39***	-0.18***	1.00
6.Ind	0.11***	0.10**	0.01	0.02	-0.09**
7.MCom	-0.07*	-0.01	0.03	0.07*	-0.03
8.Lev	-0.08**	0.19***	-0.17***	-0.20***	0.14***
9.Size	0.14***	0.51***	-0.17***	-0.20***	0.16***
10.Growth	0.17***	0.09**	0.04	-0.06	-0.04
11.Q	-0.01	-0.13***	0.21***	0.02	-0.14***

6	7	8	9	10	11
1.00					
0.06	1.00				
-0.06	-0.21***	1.00			
0.01	-0.22***	0.55***	1.00		
0.04	-0.08**	0.17***	0.19***	1.00	
0.05	0.27***	0.17***	-0.55***	0.13***	1.00

资料来源：作者根据Stata统计结果整理

第二，研究模型可能忽略了重要的情境因素，影响了分析结果。基于以上分析，本文将继续进行具体情境的分析，以揭示可能影响期权激励有效性的情境因素，意在寻找期权激励的适用情境，为后续研究提供借鉴。

表 4 高管显性激励与代理成本结果

	H1	H2	H2	H3	H3
Salary	0.0445*** (2.85)		0.0975*** (4.90)		0.0596 (1.14)
Stock		-0.0157** (-2.45)	-0.0734 (-1.13)		
Option				0.0058 (0.45)	-0.6025 (-0.96)
Salary*Stock			-0.0011** (-2.41)		
Salary*Option					0.0423 (0.97)
Div	0.0024* (1.78)	0.0022 (1.13)	0.0022 (1.13)	0.0012 (0.32)	0.0016 (0.45)
Ind	0.0939 (0.88)	0.2629 (1.38)	0.2929 (1.54)	-0.2040 (-0.71)	-0.0907 (-0.32)
MCom	-0.5264*** (-2.66)	-0.8016*** (-3.38)	-0.8218*** (-3.44)	-0.9868*** (-2.98)	-1.0122*** (-3.40)
Lev	-0.4117*** (-4.94)	-0.4266*** (-4.08)	-0.4092*** (-4.05)	-0.3387* (-1.95)	-0.3791** (-2.19)
Size	-0.0001 (-0.00)	-0.1094*** (-3.23)	-0.1345*** (-4.07)	-0.2319*** (-4.26)	-0.2565*** (-4.46)
Growth	0.0042** (1.97)	0.0444*** (4.55)	0.0461*** (4.65)	0.1230*** (3.64)	0.1346*** (4.09)
Dual	0.0095 (1.05)	-0.0063 (-0.40)	-0.0052 (-0.33)	0.0397 (1.33)	0.0382 (1.37)
BAct	0.0028*** (2.89)	0.0016 (1.37)	0.0013 (1.14)	0.0013 (0.49)	0.0004 (0.14)
ShAct	-0.0010 (-0.49)	-0.0007 (-0.26)	-0.0005 (-0.18)	0.0020 (0.33)	0.0005 (0.09)
BSize	-0.0014 (-0.42)	-0.0025 (-0.54)	-0.0025 (-0.57)	0.0046 (0.44)	0.0012 (0.12)
Committee	-0.0191 (-0.84)	-0.0292 (-0.77)	-0.0300 (-0.78)	0.0103 (0.51)	0.0078 (0.38)
Q	0.0114*** (2.72)	0.0146*** (3.73)	0.0133*** (3.45)	0.0274*** (3.93)	0.0271*** (4.09)
Industry	控制				
Year	控制				
Cons	0.1660	3.3352***	2.5170***	5.6561***	5.3700***

	(0.22)	(4.40)	(3.16)	(4.75)	(4.54)
Obs	8608	4796	4793	763	763
Groups	2173	1501	1501	360	360
F	5.95***	9.68***	10.74***	4.52***	5.76***
Adj R ²	0.04	0.09	0.11	0.30	0.32

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平，且结果均经过聚类效应处理（下同）

资料来源：作者根据 Stata 统计结果整理

表5 高管显性激励与代理成本结果（稳健性检验）

	H1	H2	H2	H3	H3
Salary	0.0344*** (2.60)		0.0762*** (4.21)		0.0669* (1.73)
Stock		-0.0128*** (-4.53)	-0.0601 (-1.07)		
Option				0.0022 (0.14)	-0.3950 (-0.87)
Salary*Stock			-0.0009*** (-2.59)		
Salary*Option					0.0277 (0.88)
AC _{t-1}	0.3337*** (7.80)	0.3425*** (22.81)	0.3350*** (5.81)	0.3319*** (7.08)	0.3253*** (7.01)
Controls	控制				
Cons	-0.3636 (-0.62)	1.9738*** (6.16)	1.3626** (1.98)	3.8612*** (4.28)	3.5151*** (3.67)
Obs	8604	4796	4793	763	763
Groups	2173	1501	1501	360	360
F	11.94***	12.76***	13.82***	14.76***	14.06***
Adj R ²	0.17	0.22	0.23	0.38	0.40

注：篇幅所限，控制变量结果并没有逐项列出

资料来源：作者根据 Stata 统计结果整理

（三）稳健性检验：内生性处理与替代变量

为了有效避免内生性问题导致的偏误，本文在研究模型中增加前一期的代理成本作为控制变量，以检验分析结果的稳健性（表5），分析结果及符号基本一致，说明分析结果具有一定的稳健性。

另外，为了进一步验证结果的稳健性，本文还采用管理费用率作为代理成本的替代变量进行检验，分析结果的符号与前文分析结果基本一致（篇幅所限，分析结果并没有在文中列出）。

四、进一步分析：高管显性激励有

效性的情境化因素分析

综合前文分析结果，本文证实了货币化薪酬对于代理成本的积极治理效应，以及高管持股的消极治理效应，但期权激励的治理效应并没有被证实。为了进一步证实高管显性激励的有效性、尤其期权激励的治理效应，本文将进一步分析可能影响高管显性激励的情境化因素，以更加具体的探索其在中国情境下的适

用性。

(一) 情境化因素一：产权性质

通过产权性质差异的分组检验，本文预期国有企业与民营企业高管激励安排的有效性存在显著差异，具体来说国企更加倚重货币化薪酬，而民企则是货币化薪酬与期权激励并举。表 6 汇总了产权性质的分组检验结果，以验证以上假设，即假设 4。Panel A 的结果显示国有企业样本组中，货币化薪酬与代理成本显著正相关，且显著性水平为 5%，而期权激励并不存在对于货币化薪酬和代理成本的调节效应，说明国有企业中货币化薪酬激励是存在积极治理效应的，而期权激励并没有产生激励效果。Panel B 的结果则显示在民营企业样本组中，货币化薪酬与总资产周转率显著正相关，且显著性水平为 1%，同时期权激励也显著正向调节货币化薪酬与总资产周转率的关系，说明民营企业中的货币化薪酬与期权激励能够共同发挥积极的治理效应、降低代理成本。因此，假设 4 得到证实。另外，表 6 结果还汇报了高管持股在产权性质差异情况下的治理效果，结果显示无论在国有企业样本组还是民营企业样本组，高管持股都呈现消极的治理效应，

不利于代理成本的削减，与前文分析一致。

(二) 情境化因素二：行业性质

为了验证假设 5，本部分继续考察行业性质差异下的高管显性激励有效性。根据国家统计局的行业分类标准，本文将上市公司分为传统行业与高科技行业两大类（核燃料加工，信息化学品制造，医药制造业，医疗仪器设备及器械制造，航空航天器制造，通信设备、计算机及其他电子设备制造业，公共软件服务业等七类归为高科技行业）。表 7 中，Panel A 整理了传统行业的分组检验结果：货币化薪酬与总资产周转率呈现显著正相关关系，且显著性水平为 1%，而期权激励则没有激励效果。对比 Panel B 的高科技行业的检验结果，货币化薪酬对于代理成本的治理效果并不显著，但是期权激励显著正向调节货币化薪酬与代理成本的关系，且显著性水平为 5%。检验结果说明行业性质情境下，高管显性激励安排存在显著差异，即传统行业的高管货币化薪酬得到了高管的偏爱，而高科技行业的高管则更加偏爱期权激励，假设 5 得到证实。另外，行业性质影响下的高管持股依然呈现消极的治理效果，与前文分析结果一致，体现了结论的稳健性。

表 6 产权性质影响下的高管显性激励与代理成本结果

Panel A: 国有企业					
Salary	0.04** (2.28)		0.10*** (4.90)		0.03 (0.38)
Stock		-0.01** (-2.01)	-0.16 (-1.28)		
Option				-0.08 (-1.28)	-1.27 (-1.26)
Salary*Stock			-0.00** (-2.09)		
Salary*Option					0.08 (1.21)
Controls	控制				
Cons	1.36 (3.04)	3.96*** (6.57)	3.15*** (5.08)	7.58*** (3.26)	7.33*** (3.52)
Obs	2669	1589	1588	275	275
Groups	828	569	569	137	137
F	10.56***	10.08***	10.88***	2.25***	3.01***
Adj R ²	0.08	0.13	0.15	0.35	0.39
Panel B: 民营企业					
Salary	0.05***		0.09***		0.12***

	(2.98)		(5.01)		(2.84)
Stock		-0.02** (-2.07)	-0.07 (-1.13)		
Option				0.02 (1.63)	-0.40 (-0.72)
Salary*Stock			-0.00** (-2.01)		
Salary*Option					0.00* (1.86)
Controls	控制				
Cons	-0.22 (-0.21)	2.71*** (2.88)	1.95** (2.10)	4.75*** (3.56)	3.84*** (2.71)
Obs	5708	3063	3061	473	473
Groups	1642	1089	1089	237	237
F	4.93***	6.21***	7.19***	5.50***	5.85***
Adj R ²	0.05	0.08	0.09	0.30	0.33

注：篇幅所限，控制变量结果并没有逐项列出

表7 行业性质影响下的高管显性激励与代理成本结果

Panel A:传统行业					
Salary	0.07*** (3.37)		0.12*** (4.14)		0.10*** (2.40)
Stock		-0.00** (-2.30)	-0.13 (-1.36)		
Option				-0.00 (-0.28)	-1.19 (-1.57)
Salary*Stock			-0.00** (-2.17)		
Salary*Option					-0.00 (-0.04)
Controls	控制				
Cons	-0.19 (-0.16)	4.70*** (3.63)	3.77*** (2.83)	5.67*** (3.78)	4.89*** (3.74)
Obs	5701	2947	2945	376	376
Groups	1453	932	932	170	170
F	5.77***	4.87***	6.27***	2.81***	3.11***
Adj R ²	0.05	0.10	0.12	0.32	0.34
Panel B:高科技行业					
Salary	0.02 (1.40)		0.07*** (4.36)		0.08* (1.66)
Stock		-0.01** (-2.35)	0.07 (0.33)		

Option				0.05 (1.09)	0.15 (0.18)
Salary*Stock			-0.00*** (-2.67)		
Salary*Option					0.00** (2.17)
Controls	控制				
Cons	1.06 (3.06)	1.71*** (3.92)	1.10** (2.42)	6.89*** (4.53)	6.20*** (3.95)
Obs	2907	1849	1848	387	387
Groups	853	629	629	199	199
F	9.80***	9.72***	10.19***	7.62***	7.39***
Adj R ²	0.07	0.11	0.12	0.38	0.39

注：篇幅所限，控制变量结果并没有逐项列出

五、研究结论与讨论

本文旨在探索高管显性激励的有效性，并以 2009-2013 年中国 A 股上市公司作为研究样本，主要研究结论：（1）高管货币化薪酬呈现积极的治理效应、能够显著降低代理成本，说明货币化薪酬在中国上市公司高管激励中发挥着积极的作用，能够实现股东与高管的利益趋同；（2）高管持股诱发代理问题，导致更高的代理成本，并且弱化货币化薪酬的激励效果，证实本文关于高管持股的限制以及资本市场不成熟的交互作用可能弱化高管持股治理作用的假设，同时也为目前中国资本市场中高管持股比例普遍偏低提供了解释；（3）高管期权激励主要体现在对于货币化薪酬与代理成本关系的调节效应中，并且主要见于民营企业和高科技行业中，而对于国有企业和传统行业公司并没有治理效应，一方面说明期权激励更多的扮演着货币化薪酬的补充，另一方面说明其适用性显著受到情境因素的影响。研究结论表明，由于资本市场特点、高管动机等因素的不同，中国 A 股上市公司的高管显性激励实践有别于西方资本市场，因此高管显性激励安排应该立足于高管动机、研究高管对于不同激励安排的接受程度，即授之以鱼不如授之以渔。

综合以上研究结论，本文针对中国 A 股市场下，高管显性激励有效性提升提出政策建议如下：（1）货币化薪酬与期权激励的有机结合，即合理的货币化薪酬，辅以必要的期权激励。合理的货币化薪酬能够满足高管无约束用途的需求，而期权激励则可以实现股东与高管利益趋同化的长期性，二者的互补能够有效提升高管显性激励的有效性、约束高管的机会主义行为。（2）提升高管持股的货币化程度，并辅以“奖金银行”。为了弱化高管持股的消极治理效应，上市公司可以考虑以影子股份替代实际授予高管股份，并缩短影子股份的兑现期限（如当年或者第二年），同时需要辅以“奖金银行”，确保高管影子股份兑现后的追索权，如果出现高管旨在利用影子股份变现的短期机会主义行为，公司有权追索相关的升值部分所得。（3）丰富期权行权条件，避免由于关注业绩或者市场估价而导致的激励效率损失。由于本文发现目前中国资本市场中，期权激励的有效性主要体现在民营企业或者高科技行业中，而在国有企业或者传统行业并没有发挥相应的激励效果，这就需要上市公司根据自身特点以及所处的市场环境，相机设置更加多元的行权条件，例如国有企业的社会责任指标、传统行业的品牌满意度指标等，以优化期权激励在相关情境下的治理效果。

参考文献

- [1] Abeler J, Falk A, Goette L, Huffman D. Reference Points and Effort Provision [J]. *American Economic Review*. 2011, 101(2): 470-492.
- [2] Belghitar Y, Clark E. Managerial Risk Incentives and Investment Related Agency Costs[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2015, 38(3): 191-197.
- [3] Benmelech E, Kandel E, Veronesi P. Stock-based Compensation and CEO (dis)Incentives[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(4): 1769-1820.
- [4] Benson B, Davidson W. Reexamining the Managerial Ownership Effect on Firm Value[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2009, 15(5): 573-586.
- [5] Brookman J, Thistle P. Managerial Compensation: Luck, Skill or Labor Markets [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, 21(1): 252-268.
- [6] Burns N, McTier B, Minnick K. Equity-incentive Compensation and Payout Policy in Europe [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 30(3): 85-97.
- [7] Chen J, Ezzamel M, Cai Z. Managerial Power Theory, Tournament Theory, and Executive Pay in China [J]. *Journal of Corporate Finance*. 2011, 17(4): 1176-1199.
- [8] Coles J, Lemmon M, Meschke J. Structural models and endogeneity in corporate finance: The Link between Managerial Ownership and Corporate Performance [J]. *Journal of Financial Economics* 2012, 103:149-168.
- [9] Conyon M, He L. Executive Compensation and Corporate Governance in China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(4): 1158-1175.
- [10] Corea J, Guaya W, Larcker D. The Power of the Pen and Executive Compensation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(1): 1-25.
- [11] Estrin S, Prevezer M. The Role of Information Institutions in Corporate Governance: Brazil, Russia, India, and China Compared [J]. *Asia Pacific Journal of Management*. 2011, 28(1): 41-67.
- [12] Evans A. Portfolio Manager Ownership and Mutual Fund Performance [J]. *Financial Management*. 2008, 37(3): 513-534.
- [13] Faulkender M, Yang J. Inside the Black Box: The Role and Composition of Compensation Peer Groups[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(2): 257-270.
- [14] Foster D, Young H. Gaming Performance Fees by Portfolio Managers [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(4): 1435-1458.
- [15] Frydman C, Saks R. Executive Compensation: A New View from a Long-term Perspective, 1936-2005[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 2099-2138.
- [16] Harris M, Raviv A. Optimal Incentive Contracts with Imperfect Information. *Journal of Economic Theory*, 1979, 20(2): 231-259.
- [17] Hart O, Moore J. Contracts as Reference Points [J]. *Quarterly Journal of Economics*. 2008, 123(1): 1-48
- [18] Hua Y, Zhou X. The Performance Effect of Managerial Ownership: Evidence from China [J]. *Journal of Banking & Finance*. 2008, 32(10): 2099-2110.
- [19] Larkin I, Pierce L, Gino F. The Psychological Costs of Pay-for-Performance: Implications for the Strategic Compensation of Employees [J]. *Strategic Management Journal*, 2012, 33(10): 1194-1214.
- [20] Lian Y, Su Z, Gu Y. Evaluating the Effects of Equity Incentives Using PSM: Evidence from China[J]. *Frontiers of Business Research in China*, 2011, 5(2): 266-290.
- [21] Lie E. On the Timing of CEO Stock Option Awards [J]. *Management Science*. 2005, 51(5): 802-812.
- [22] Minnick K, Unal H, Yang L. Pay for Performance? CEO Compensation and Acquirer Returns in BHCs [J].

Review of Financial Studies, 2010, 24(2): 439-472.

[23] Mishra D. The Dark Side of CEO Ability: CEO General Managerial Skills and Cost of Equity Capital[J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 29(10): 390-409.

[24] Murphy K. Executive Compensation[J]. Handbook of labor economics, 1999, 3: 2485-2563.

[25] Pepper A, Gore J, Crossman A. Are Long-term Incentive Plans an Effective and Efficient Way of Motivating Senior Executives[J]. Human Resource Management Journal, 2013, 23(1): 36-51.

[26] Robinson D, Sensoy B. Do Private Equity Fund Managers Earn Their Fees? Compensation, Ownership, and Cash Flow Performance [J]. Review of Financial Studies, 2013, 26(11): 2760-2797.

[27] Xu P. Managerial Incentives and a Firm's Cash Flow Sensitivities[J]. International Review of Economics & Finance, 2013, 27(6): 80-96.

[28] 曹廷求, 张光利. 上市公司高管辞职的动机和效果检验[J]. 经济研究, 2012, 47(6): 73-87.

[29] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费[J]. 经济研究, 2005, 40 (2): 92-101.

[30] 陈仕华, 姜广省, 李维安, 王春林. 国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益[J]. 经济研究, 2014, 49(10): 139-151.

[31] 丁保利, 王胜海, 刘西友. 股票期权激励机制在我国的发展方向探析[J]. 会计研究, 2012, (6): 76-80.

[32] 傅頔, 汪祥耀. 所有权性质、高管货币薪酬与在职消费——基于管理层权力的视角[J]. 中国工业经济, 2013, (12): 104-116.

[33] 巩娜. 股权激励对于我国民营企业研发投入的影响——以控股股东及行业为调节变量[J]. 经济管理, 2013, (7): 65-73.

[34] 江伟, 姚文韬. 企业创新与高管薪酬-业绩敏感性——基于国有上市公司的经验研究[J]. 经济管理, 2015, (5): 63-73.

[35] 黎文靖, 池勤伟. 高管职务消费对企业业绩影响机理研究——基于产权性质的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (4): 122-134.

[36] 李维安, 苏启林. 股权投资与企业高管双重激励的实证研究[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2013, (9): 44-49.

[37] 刘峰, 冯星. 上市公司终止实施股权激励的动机研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2014, (5): 126-135.

[38] 罗宏, 黄敏, 周大伟, 刘宝华. 政府补助, 超额薪酬与薪酬辩护[J]. 会计研究, 2014, (1): 42-48.

[39] 吕长江, 严明珠, 郑慧莲等. 为什么上市公司选择股权激励计划[J]. 会计研究, 2011, (1): 68-75.

[40] 沈艺峰, 李培功. 政府限薪令与国有企业高管薪酬、业绩和运气关系的研究[J]. 中国工业经济, 2010, (11): 130-139.

[41] 童英. 管理层激励与投资的现金流弹性[J]. 经济管理, 2009, (6): 66-69.

[42] 王新, 毛慧贞, 李彦霖. 经理人权力、薪酬结构与企业业绩[J]. 南开管理评论, 2015, 18(1): 130-140.

[43] 徐向艺, 方政. 子公司信息披露研究——基于母子公司“双向治理”研究视角[J]. 中国工业经济, 2015, (9): 114-128.

[44] 许文彬. 我国上市公司控制权私利的实证研究[J]. 中国工业经济, 2009, (2): 120-130.

[45] 杨德明, 赵璨. 媒体监督、媒体治理与高管薪酬[J]. 经济研究, 2012, 47(6): 116-126.

[46] 杨慧辉, 潘飞, 奚玉芹. 国外期权激励诱发高管择时行为研究述评及对中国的启示[J]. 外国经济与管理, 2015, (5): 75-84.

[47] 余菁. 走出国有企业理论纷争的丛林: 一个关于国有企业目标、绩效和治理问题的综合分析[J]. 中国工业经济, 2008, (1): 139-146.

(转第 85 页)